

回帰・時系列複合モデルによる需要短期予測の研究 ： 食料の場合

著者名(日)	吉永 耕介
雑誌名	神田外語大学紀要
巻	24
ページ	29-56
発行年	2012-03
URL	http://id.nii.ac.jp/1092/00000602/

回帰・時系列複合モデルによる需要短期予測 －食料の場合－

吉永 耕介

1. はじめに

1.1 経済理論と予測

1.2 VAR モデルとトランスファー・ファンクション・モデル

1.3 消費資料の短期経済的解釈

1.3.1 静態的観点

1.3.2 2段階推定とその一元化

1.3.3 資料について

1.3.3.1 2種類の資料

1.4 予測手続

1.4.1 VAR モデルの取り扱い

1.4.2 説明変数の予測

1.5 本文の構成

2. 食料中分類の需要分析

2.1 食料中分類の推定式（1980～2006年）

2.2 食料中分類の推定式（1995～2006年）

3. 食料中分類の予測

3.1 1980～2006年資料1に基づく予測

3.2 1955～2006年資料1に基づく予測

4. 結び

4. 1 予測誤差

表 4. 1 A 予測の誤差率の個数 (2007 年と 2008 年の比較)

表 4. 1 B 予測の誤差率「5%～」の個数 (資料 1 と資料 2 の比較)

1. はじめに

1. 1 経済理論と予測

経済理論を実証分析に適用した場合、そこに摘出されるものは資料に内在すると推定される経済構造である。その経済構造が時間的にどこまで安定的なものかということは必ずしも明確ではない。採用される資料が時系列的に長期であるからと言って、未来がその延長上にあるという保証はない。したがって、そこから得られる分析結果が長期的に通用するという保証もない。

また、採用される資料がクロスセクションだからといって、それが安定した経済構造であると断言できる根拠は明確ではない。なぜなら、クロスセクション資料にはその時点で多数の経済主体が含まれてはいるが、その行動が同質であるというのは一つの仮定であって、いかに資料を整備してみても本質的には異質な集団なのかもしれない。況や、クロスセクションの分析結果が未来にも通用するという確証はない。

勿論、多くの場合「現実には飛躍しない」のだから長期時系列資料やクロスセクション資料に基づく分析結果が無意味なわけではないが、それらを長期予測に適用するにはそこに介在する不確定要因がまだ解明されていない。それを使ってできることは、分析結果の経済関係が成立していると仮定して、その仮定の下で条件変化があれば、それに対してどのような経済変化が発生するのかという何らかの仮説的経済世界を導くことである。長期予測は一種のシミュレーションではあっても、長期予測そのものではない。

これに対して、短期予測は実際の観点からみて有用である。経済理論から

得られた実証的分析結果は短期的には現状を反映しているから、具体的には1年以内の、せいぜい2年までの予測には適用できる場合がある。ところが、課題が短期予測であれば、経済理論の適用をするまでもなく、費用と時間をかけずに予測ができるという考え方がある。関連資料を収集し、それらの資料を統計処理するだけで、実用に耐えうる短期予測ができるという。それが「時系列分析」から誘導されるVARモデルである。

1.2 VARモデルとトランスファー・ファンクション・モデル

「時系列分析」の観点からSimsが提唱したのがVARモデルであるが、収集する資料によってVARモデルの内容は異なり、結果も違ってくる。また、資料の組み合わせ順によってVARモデルは経済理論としては矛盾した変数の組み合わせで結果を有する場合もある。VARモデルは予測の準備が簡単だから、予測的中率が高ければ、経済理論と矛盾しても、結果が良ければすべてが許されるという発想になる。しかし、経済学的に矛盾したモデルの利用はやはり経済の研究としては抵抗がある。

もっとも、資料をできる限り詳細に収集すれば、VARモデルは経済理論としても妥当な結果をもたらすかもしれない。しかし、資料収集範囲はあらかじめ知られているわけではないし、収集する研究者が暗黙に前提している経済モデルによって収集される資料やその処理形態は異なってくる。つまり、VARモデルも単純な統計処理ではなく、結局は経済理論と無関係であっては成立しない。

そうであるなら、経済の短期予測において「時系列分析」だけを単独に用いるよりは、「構造分析」と組み合わせる方が、統計結果の改善ばかりでなく、予測内容の理解に役立ち、予測を経済政策に連動させることが可能になる。「構造分析」に「回帰分析」を適用することは、コンピュータの発達した現在、それほど負担の大きい作業ではない。「トランスファー・ファンクション・

モデル」⁴⁾といわれる「回帰分析」と「時系列分析」とを組み合わせる手法がそれである（以下では「回帰 - 時系列複合モデル」と略称する）。

今回は「家計調査」の四半期別資料に「回帰 - 時系列複合モデル」を適用させ需要関数を推定し、それによって短期予測を行ったのち、VAR モデルによる予測結果と比較し、その的中率があまり変わらないのであるなら、「回帰 - 時系列複合モデル」で短期の経済構造を解明できる。

1. 3 消費資料の短期経済的解釈

1. 3. 1 静態的観点

消費者行動は経済学的には効用関数と予算制約式から出発するから、その記録である資料はしばしば効用関数にある具体的な関数形を仮定し、そこから需要関数を具体的な関数形として導出することがある。しかし、これは発想が先験的であるという意味で一種の「形而上学的接近」である。本研究では需要は基本的には所得と価格によって説明されるという形式的論理だけを採用し、具体的な需要関数は資料に即して両対数一次式で推定することにする。これは本研究における「効用」に関する仮定が伝統的解釈と異なっているからである。

その理由は効用関数が経済理論で考えられているほど単純なものではないという点にある。市民社会の成立していない近代化以前の社会にあっては、経済人の消費生活は画一的な様相を示していたと思われる。それは基本的には消費財生産の技術水準が低く、消費財の流通網が未発達であったこと、消費生活に対する政治的規制が強かったことなどのため、消費財に対する嗜好が一元的になりやすく、消費生活の多様化、言い替えるなら消費財の組み合わせの複雑化が展開しなかったためと思われる。

近代化の十分展開、成熟した市民社会にあっては消費者の嗜好は一様ではなく、単純な効用関数やその組み合わせでは実態を表現できない状況になっ

ている。

元来、嗜好は集計すること自体無理な概念である。その嗜好の分布状況も流動的で、「代表的消費者」という安定した形式に集約出来ない状態にある。少子化、高齢化、婦人の社会進出に伴い、「消費規模の経済」を通して消費財供給は次第に消費者から企業へ移動してくる。やがて企業が消費者の嗜好を操作して「集列化」し、企業間競争を通してその状況を流動化してしまうから、研究者が安定した集計的効用関数を仮定すれば、「形而上学的接近」に陥ってしまう。我々は所与の消費資料から試行錯誤的にその社会の集計的需要関数を模索することが、今のところ客観的に接近できる唯一の方法と考えられる。

ここでは需要関数の関数形は両対数 1 次式を仮定する。この前提は関数の微分展開の近似式であるとはいえ、ある程度恣意的である。しかし、入手可能な期間については線形のため計算は容易であり、両対数であればある程度の変化を追うことができるし、諸項目の合計や分解も限界値レベルで可能である。それだけにこの推計方法が接近できる変化の範囲は限られており、短期的で、その範囲以上の変化を含む期間には適用できないと考えられる。

1.3.2 2段階推定とその一元化

以上の観点から、需要関数の推定は 3 段階に分かれる。A「単位根検定」を通過できる「回帰分析」による推定、B その「回帰分析」の「推定残差」に関する「時系列分析」の適用、C 以上の「回帰分析」と「時系列分析」の一元化。

A. 推定作業第 1 段階

- i) 被説明変数及び当該品目の相対価格、一人当たり実質消費支出の 3 変数を対数変換して、その「単位根検定」を行う。

- ii) 各変数とも単位根検定を通過しない場合（大部分の場合通過しない）、一人当たり実質購入額（ないし量）を被説明変数にし、当該品目の相対価格、一人当たり実質消費支出を説明変数にして需要関数を「両対数1次式」で回帰分析をおこなう。
- iii) ii) の推定式の推定残差について「単位根検定」を行う。
- iv) iii) の「単位根検定」が通過した場合は（x）の推計作業に入る。通過しない場合は以下の推定作業を行う。
- v) ii) の推定式に4期前ないし4期前の被説明変数（一人当たり実質購入額）を対数変換して説明変数に加えて需要関数を推定する。これは消費者行動における「習慣効果」を考慮するためである。その推定残差の「単位根検定」を行う。「検定」が通過した場合は（x）の推定作業に入る。
- vi) v) の「検定」が通過しない場合は（v）の推定式に当該品目の4期前ないし1期前の相対価格を対数変換して追加する。これは価格の「比較効果」ないし実質消費支出の「期待効果」を考慮するためである。この推定残差について「単位根検定」を行う。「検定」が通過すれば、（x）の推定作業に進む。
- vii) vi) の「単位根検定」が通過しない場合は4期前ないし1期前の一人当たり実質消費支出を対数変換して（vi）の推計式に追加する。これは一人当たり実質消費支出の「比較効果」ないし価格の「期待効果」の存在を確認するためである。推定残差について「単位根検定」を行う。
- viii) vii) の「検定」が通過しない場合は、（ii）の基本的な需要関数に、一人当たり実質購入額、当該品目の相対価格、一人当たり実質消費支出の3変数の1期前ないし4期前の変数の中から1個ないし2個の対数変換したものを組み合わせて、基本的な需要関数に追加して需要関数を推定し、その推定残差について「単位根検定」を行う。

- ix) 本研究では需要関数の推定は以上の手続きのいずれかで「単位根検定」を通過したので、手順の第一段階は終わるが、この段階でも推定作業が終わらなければ、トレンドをいろいろの形式で追加したり、採用変数の変換形式を変えるなどして対応することが考えられる。

B. 推定作業第2段階

- x) 推定作業の第1段階が終わった事を仮定して、次は推定残差に「時系列分析」を適用し、「Qテスト」を参考に定式の精度を高めるを試みる。その際次の2点に留意し、「検定」を通過するまで、推定作業を繰り返す。
- xi) 「回帰 - 時系列複合推定式」の推定残差について「単位根検定」を行う。

C. 一元化

- xii) 以上の「時系列分析」は「回帰分析」と「同時に」推定されるので、「回帰分析」部分が「時系列分析」によって変容を受ける場合がある。この場合は単独の「回帰分析」に戻って第1段階からやり直さねばならない場合がある。
- xiii) 推定残差の「系列相関テスト」を行う。「回帰分析」部分が「系列相関検定」によって不採用になる場合がある。この場合は単独の「回帰分析」に戻って第1段階からやり直さねばならない場合がある。

D. 各種検定

各方程式については、「単位根検定」が行われるが、少なくとも回帰方程式ではその残差は「単位根検定」により「確率定常過程」が確認され、「時系列分析」の適用が保障されていなくてはならない。無論、「回帰 - 時系列複合モデル」の最終結果は「確率定常過程」であるばかりでなく、「系列相

関」が存在していないことも検討されねばならない (Breush-Godfrey Serial Correlation Test)。これは予測にとって重要なことである。さらに「回帰部分」と「時系列部分」との変化に対する「寄与率」も計算される。

さらに、以上の関数形が適用できる範囲では、推定結果についてある項目とその内訳項目との関係が確認されなければ、家計十大費目は合計して家計総支出に一致するし、食料はその内訳である中分類項目の合計と一致するし、肉類は牛肉や豚肉などの内訳項目の合計と一致しなくてはならない。これを推定式の係数について行うことは推定結果を総合的観点から保証するのだが、今回はこの「整合性チェック」は行っていない。

1.3.3 資料について

本研究は食料の需要予測を主体に考えているので、食料需要を念頭に置いて、「食料中分類」を対象にした。

1.3.3.1 2種類の資料

需要量の計算には「家計調査年報」(全国、全世帯、非農林漁業世帯、二人以上世帯)の1980～2006年までの四半期別資料を用いた。四半期は月別資料を集計ないし平均して求めている。購入量を需要量と見做し、購入額の場合は対応する品目の消費者価格指数で実質化した。所得は十大費目の支出額を合計した総支出額で代用したが、ここでも消費者物価指数をデフレーターとして実質化してある。

価格は原則として「消費者物価指数年報」を採用したが、細目については「家計調査年報」の購入金額を購入数量で割って求めた場合もある。

需要および所得は「家計調査年報」の世帯人数で割って1人当りにしてある。計測期間は1980年～2006年であるが、2000年から調査に変更が行われたが、ここで採用された2009年までの資料には連続性が保たれて

いる。

問題は 1995 年頃を境に経済構造に変化があったかもしれないという懸念である。食料関連で言えば、1993 年の異常気象で稲作が激減し、大量の米輸入が行われ、これを契機に食糧管理制度が廃止され、ゆわゆる「新食糧法」が成立し、米需給は直接統制から間接統制に移行した。

他方、一般経済はこの頃バブル経済が崩壊し、景気不況が長期化する中で円高を背景に輸入によって食料の需給構造が変化したと思われる。

この認識から本研究の予測方程式の推定も 1980 年以降ではなく、1995 年以降にすべきではないかという考え方が出てくる。この考えに従って方程式の推定期間を 1995 年～2006 年にしたものを別途計算し、これを用いた予測も行った。したがって、予測は 2 種類の資料に基づく推定方程式でそれぞれ行っている。

1.4 予測手続

1.4.1 VARモデルの取り扱い

上述の観点に立つて、以下では需要関数について VAR モデルと回帰 - 時系列複合モデルの短期予測の結果を比較する。この場合、VAR モデルは回帰 - 時系列複合モデルに使用した資料だけで推定されている。しかし、VAR モデル本来の在り方からいえば、回帰 - 時系列複合モデルにとらわれず、VAR モデル本来の立場から資料の収集をすべきなのかもしれない。その意味では、この比較は飽く迄も暫定的なものであって VAR モデルの本質的比較ではなく、補助的な意味しか持たないとみるべきだろう。

1.4.2 説明変数の予測

(1) 実質総消費支出

回帰 - 時系列複合モデルでは、回帰部分は予測においてその実質総消費支

出と価格という説明変数を予め予測しておかなければならない。説明変数の一人当たり実質消費支出を予測する場合、「国民経済計算」の家計最終消費支出を利用する関係から、内閣府経済社会総合研究所の「国民経済計算(SNA) 四半期別 GDP 速報」を利用している。

説明変数のうち所得は需要量を決定する上で最も重要な要因であるが、「家計調査」全世帯では所得が得られないので、各品目への消費支出を全て合計した「消費支出」を利用することにした。これは「国民経済計算」の家計最終消費支出と密接な関係があるはずだが、完全な一致はみられない。かといって、全く無関係ということもないので、まず両者の関係を見てみる。

そこで、「国民経済計算」の一人当たり実質家計最終消費支出 FHDPOP の予測値が判明すれば、「家計調査」の一人当り実質消費支出 RYN も予測できるから、FHDPOP の予測を考える。これは政府が毎年予想値を発表するので、これを用いても良いのだが、予測のタイミングと公表時期が一致しないこともあるので、とりあえずはトレンドを利用して次式で FHDPOP を求める。両対数一式を基本方程式として時系列分析を用いている。^[1]

(a) 1980 年第 1 期～2006 年第 4 期のサンプル範囲の一人当たり実質消費支出予測

変数名について、トレンド (TIME4) は西暦の末尾 2 桁、2000 以後は 100 からの数え数字 3 桁を採用しているので、予測時点にもそれを採用した。予測値の変数名は、その変数名の後ろに F を付ける。一人当たり実質家計最終消費支出 FHDPOP の予測値変数名は FHDPOP になり、一人当たり実質消費支出 RYN の予測値変数名は、RYNF になる。1980 年第 1 期～2006 年第 4 期のサンプル範囲の FHDPOP 推計式の計算結果は、次のようになる。(カッコ内は t 値である)

回帰・時系列複合モデルによる需要短期予測
－食料の場合－

$$\begin{aligned} \log(\text{FHDPOP}) = & 5.3421 + 0.0263 * \text{DY891} + 0.0111 * \text{DY934} + 0.0191 * \text{DY943} + 0.0326 * \text{DY971} \\ & (9.5132) \quad (4.5324) \quad (1.8921) \quad (3.2543) \quad (5.5924) \\ & - 0.0124 * \text{DY051} + 0.0123 * \text{DY062} + 144.8392 * 1/\text{TIME4} \\ & (-1.7796) \quad (1.8441) \quad (1.9528) \\ & + 0.8511 * \text{AR}(1) + 0.9593 * \text{AR}(4) - 0.818 * \text{AR}(5) - 0.5334 * \text{MA}(4) \\ & (16.1631) \quad (91.7621) \quad (-15.8227) \quad (-5.5134) \end{aligned}$$

自由度調整済みの決定係数 (Adjusted R-squared) : 0.9969

一人当たり実質家計最終消費支出 FHDPOPF の予測値が判明すれば、「家計調査」の一人当たり実質消費支出 RYNF も予測できる。RYN 推計式の計算結果は次のようになる。

$$\begin{aligned} \log(\text{RYN}) = & 8.3923 - 0.0158 * \text{DY814} - 0.0195 * \text{DY922} + 0.0138 * \text{DY934} - 0.0165 * \text{DY951} \\ & (5.5131) \quad (-2.0482) \quad (-2.791) \quad (1.9253) \quad (-2.367) \\ & - 0.0294 * \text{DY012} - 0.0205 * \text{DY013} - 0.0201 * \text{DY063} + 130.1846 * 1/\text{TIME4} \\ & (-3.8337) \quad (-2.6114) \quad (-3.0007) \quad (2.137) \\ & - 130.1056 * 1/\text{FHDPOPF} + 0.505 * \log(\text{FHDPOPF}) \\ & (-1.5924) \quad (2.7633) \\ & + 0.5356 * \text{AR}(1) + 0.9725 * \text{AR}(4) - 0.5314 * \text{AR}(5) - 0.943 * \text{MA}(4) \\ & (5.6396) \quad (133.219) \quad (-5.7249) \quad (-32.3856) \end{aligned}$$

自由度調整済みの決定係数 (Adjusted R-squared) : 0.9902

(b) 1995 年第 1 期～2006 年第 4 期のサンプル範囲の FHDPOP 推計式の計算結果は、次のようになる。同じ 2 段階で計算を行なった。

$$\begin{aligned} \log(\text{FHDPOP}) = & 8.5001 + 0.0334 * \text{DY971} - 0.0071 * \text{DY033} - 0.0238 * \text{DY044} - 0.0149 * \text{DY063} \\ & (12.2597) \quad (6.6097) \quad (-1.6588) \quad (-2.906) \quad (-7.8633) \\ & -227.6468 * 1/\text{TIME4} + 0.7139 * \text{AR}(1) + 0.9243 * \text{AR}(4) - 0.6853 * \text{AR}(5) - 0.9898 * \text{MA}(4) \\ & (-2.9109) \quad (4.6764) \quad (102.1893) \quad (-4.8566) \quad (-15.1476) \end{aligned}$$

自由度調整済みの決定係数 (Adjusted R-squared) : 0.9845

RYNF の予測推定式は次のようである。

$$\begin{aligned} \log(\text{RYN}) = & -0.0253 * \text{DY012} + 172.8859 * 1/\text{TIME4} + 220.58 * 1/\text{FHDPOPF} \\ & (-3.2913) \quad (4.0842) \quad (2.1453) \\ & + 1.654 * \log(\text{FHDPOPF}) + 0.7368 * \text{AR}(1) + 0.9506 * \text{AR}(4) - 0.7785 * \text{AR}(5) \\ & (31.0983) \quad (6.3005) \quad (28.063) \quad (-6.638) \\ & - 0.9307 * \text{MA}(4) \\ & (-21.0514) \end{aligned}$$

自由度調整済みの決定係数 (Adjusted R-squared) : 0.9275

実質消費支出合計は内閣府発表の予測値にリンクさせて予測値を計算している。

(2) 品目別価格

短期予測なので、価格はあまり変化しないであろうという前提に立って、その予測値を直近の過去1年間の実績で代用している。しかし、本研究では予測期間の諸変数の実績がすでに公表されている。説明変数に関する予測にこれを使用することもできる。したがて、「回帰-時系列複合モデル」によ

る予測においては、説明変数を予測した場合の予測と説明変数の予測に実績値を使用した場合の予測との2種類が計算されている。

1.4.3 予測の種類

以上、述べた予測手続と2種類の使用資料を踏まえて、次の6種類の予測を行うことになる。

予測手法	説明変数	資料
回帰時系列モデル	直近の実績値	第1資料
回帰時系列モデル	直近の実績値	第2資料
回帰時系列モデル	予測時点の実績値	第1資料
回帰時系列モデル	予測時点の実績値	第2資料
ベクトル自己回帰モデル	過去数期の実績値	第1資料
ベクトル自己回帰モデル	過去数期の実績値	第2資料

予測結果はグラフによって実績値と比較するほか、予測誤差率によっても、その精度の比較を行う。「予測誤差率」は次のようにして計算される。

その値が小さいほど、予測的中率は高いとみなすことができる。

1.5 本文の構成

本論文は、食料消費の動向を知る為に需要短期予測の技法に着目した研究である。データ整理には表計算ソフトを使用し、予測に関する作業は主としてアメリカのQMS社によって開発された計量経済学分析ソフトEViewsを使った。^[2]

全文は以下の章で構成される。まず第1章問題の所在は本研究で着眼した回帰・時系列複合モデルの理論、使用した資料の解釈、さらにその予測手法について論じる。第2章資料考察は、採用したデータとして食料中分類12

項目について、一人当たり実質購入額（ないし購入量）、相対価格、一人当たり実質支出総額を考察する。第3章から第5章までは食料中分類の需要推定式で1980年第1期から2006年第4期までと1995年第1期から2006年第4期までのサンプル範囲を各々の期間に分けて、各推定式にデータ単位根検定、回帰式、時系列分析を加えて推定、系列相関テスト、推計値寄与率の順で解説する。予測については、第3章食料中分類の穀類の推定式によって、予測結果を1980年第1期から2006年第4期までと1995年第1期から2006年第4期までのサンプル範囲を各々の期間に分けて、予測期間2007年第1期から2009年第1期までのグラフと誤差率表により各予測対象変数に対しその結果を解説する。第4章の結びでは、まとめとして今後の論点を示す。

2. 食料中分類の需要分析

2.1 食料中分類の推定式（1980～2006年）

食料中分類需要推定式について（サンプル範囲 1980:1-2006:4）

食料中分類は、十大費目の内食料部門で、食料、穀類、魚介類、肉類、乳卵類、野菜・海藻類、果物、油脂・調味料、菓子類、調理食品、飲料、酒類、外食など12項目となる。数式にかける範囲が長い為、穀類の推定式のみを述べる。

(1) 各変数の単位根検定（Augmented Dickey-Fuller test statistic）

穀類の一人当たり実質購入額及び相対価格、一人当たり実質消費支出の3変数を対数変換し、その単位根検定を行う。P値は3つとも0.2～0.8であることで、単位根検定は通過しないと判明した。

(2) 両対数1次式の回帰分析

一人当たり実質購入額を被説明変数にし、相対価格、一人当たり実質消費支出を説明変数にして需要関数を「両対数1次式」の形式で回帰分析

をする。基本形では価格係数がプラスで、決定係数も低いので、4 期前の一人当たり実質購入額、実質消費支出を対数変換して各自説明変数して追加し、回帰推定をする。式は次のようになる。(カッコ内は t 値である)

$$\begin{aligned} \log(\text{EFD1_1N}/\text{CPIFD1_1}) &= 0.4081 * \log(\text{RYNF}/\text{RYNF}(-4)) \\ &\quad (1.8947) \\ &- 0.148 * \log(\text{CPIFD1_1}/\text{CPIT}) + 0.9993 * \log(\text{EFD1_1N}(-4)/\text{CPIFD1_1}(-4)) \\ &\quad (-1.8378) \quad (624.793) \end{aligned}$$

自由度調整済みの決定係数 (Adjusted R-squared) : 0.9211

回帰推定式は良い結果になった。次に推定残差の単位根検定を行う。P 値は 0 に近い結果になったので、第 2 段階に進むことができる。

Augmented Dickey-Fuller test statistic	t-Statistic	Prob.*
推定残差	-5.7796	0

(3) 時系列分析の推定作業

次に Q テストの correlogram-Q-statistics 表を参照して、AR、MA 変数を追加する。「検定」が改善されるまで、推定作業を繰り返す。推定式は以下のようになる。

$$\begin{aligned} \log(\text{EFD1_1N}/\text{CPIFD1_1}) &= 0.0956 * \text{DY941} + 0.5935 * \log(\text{RYNF}/\text{RYNF}(-4)) \\ &\quad (3.423) \quad (2.9401) \\ &- 0.1804 * \log(\text{CPIFD1_1}/\text{CPIT}) + 0.9994 * \log(\text{EFD1_1N}(-4)/\text{CPIFD1_1}(-4)) \\ &\quad (-2.7763) \quad (835.4003) \end{aligned}$$

$$-0.4609*AR(4)+0.2176*MA(1)$$

$$(-5.0702) \quad (2.1266)$$

自由度調整済みの決定係数 (Adjusted R-squared) : 0.9424

推計式により、決定係数が上がる結果になった。以上の回帰 - 時系列複合推定式に単位根検定を行ってみると、P 値は 0 に近い値になった。

Augmented Dickey-Fuller test statistic	t-Statistic	Prob.*
推定残差	-9.7863	0

(4) 系列相関テスト

ここで推定残差の「系列相関テスト」を行わなければ、推定式の予測は改善しない。この式では最大時差が 4 になるので、結果は、以下のようになり、P 値の値が 0.2 に近くなる為、帰無仮説は棄却されない、上式を採用することにした。

系列相関 Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:	Prob.*
Prob. Chi-Square(4)	0.2137

(5) 推計値寄与率

穀類の回帰時系列複合分析の推定値において時系列による推定部分は正負いずれかの効果を与えるので、推定値全体における両推定の寄与率を計算するために、ここでは全体回帰部分と時系列部分を絶対値に還元して、その合計に占める各部分の割合として計算することにした。全体に占める回帰部分では 0.9963、時系列部分は 0.0037 という割合である。

2.2 食料中分類の推定式（1995～2006年）

食料中分類の需要推定式について（サンプル範囲 1995:1-2006:4）

推定で使用したデータサンプルは1995年の第1四半期から2006年の第4四半期の範囲である。資料Ⅰの食料中分類1980年と同じ処理手順で行ったが、処理に困難を要した。数式の範囲に問題がある為、穀類の推定式のみを述べる。

(1) 各変数の単位根検定

穀類の一人当たり実質購入額及び相対価格、一人当たり実質消費支出の3変数を対数変換し、その単位根検定を行う。価格変数のP値は0に近いが、他の2つの変数は0.2～0.6であることで、単位根検定は通過しないと判明した。

(2) 両対数1次式の回帰分析

一人当たり実質購入額を被説明変数にし、相対価格、一人当たり実質消費支出を説明変数の基本形として推計したが、価格係数がプラスになり、決定係数値も低いので、定数項、ダミー変数と対数形の4期前一人当たり実質購入額を説明変数として追加した。（カッコ内はt値である）

$$\begin{aligned} \log(\text{EFD1_1N}/\text{CPIFD1_1}) = & -3.3348 + 0.2946 * \log(\text{RYNF}) \\ & (-1.8354) \quad (1.8843) \\ & -0.1352 * \log(\text{CPIFD1_1}/\text{CPIT}) + 0.9116 * \log(\text{EFD1_1N}(-4)/\text{CPIFD1_1}(-4)) \\ & (-1.2272) \quad (18.9869) \end{aligned}$$

自由度調整済みの決定係数 (Adjusted R-squared) : 0.9596

推定式の価格変数の t 値は 2 以上に上げられない結果になった。次に推定残差の単位根検定を行う。P 値は 0 に近い結果になったので、第 2 段階に進むことができる。

Augmented Dickey-Fuller test statistic	t-Statistic	Prob.*
推定残差	-4.4619	0.0009

(3) 時系列分析の推定作業

次に Q テストの correlogram-Q-statistics 表を参照して、AR、MA 変数を追加する。「検定」が改善されるまで、推定作業を繰り返す。推定式は以下のようなになる。

$$\begin{aligned} \log(\text{EFD1_1N}/\text{CPIFD1_1}) = & -0.7741 + 0.0677 * \log(\text{RYNF}) \\ & (-1.193) \quad (1.1916) \\ & -0.3025 * \log(\text{CPIFD1_1}/\text{CPIT}) + 0.9811 * \log(\text{EFD1_1N}(-4)/\text{CPIFD1_1}(-4)) \\ & (-1.9076) \quad (58.5585) \\ & + 0.5332 * \text{AR}(1) - 0.5942 * \text{MA}(4) - 0.3915 * \text{MA}(8) \\ & (3.3429) \quad (-3.9677) \quad (-2.674) \end{aligned}$$

自由度調整済みの決定係数 (Adjusted R-squared) : 0.9795

以上の回帰 - 時系列複合推定式に単位根検定を行ってみると、P 値は 0 に近い結果が得られた。

Augmented Dickey-Fuller test statistic	t-Statistic	Prob.*
推定残差	-6.0246	0

(4) 系列相関テスト

ここで推定残差の「系列相関テスト」を行なわなければ、推定式の予測は改善しない。この式では最大時差が 8 になるので、結果は、以下のようになり、P 値の値は 0.54 に近い為、上式を採用することにした。

系列相関 Breusch-Godfrey Serial Correlation LM Test:	Prob.*
Prob. Chi-Square(8)	0.548

(5) 推計値寄与率

穀類の回帰時系列複合分析の推定値において時系列による推定部分は正負いずれかの効果を与えるので、推定値全体における両推定の寄与率を計算するために、ここでは全体回帰部分と時系列部分を絶対値に還元して、その合計に占める各部分の割合として計算することにした。全体に占める回帰部分では 0.9991、時系列部分は 0.0009 という割合である。

3. 食料中分類の予測

安定的な供給が大切な食料の中分類各品目は、必ずしも推定式が推計し易い、良い推計結果が出るとは限らない。

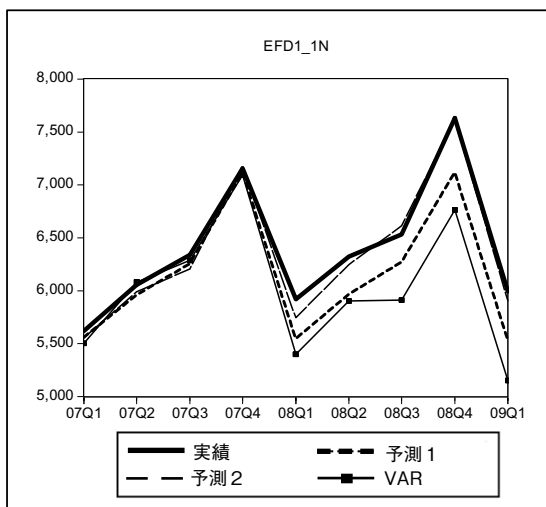
3. 1 1980 ～ 2006 年資料 1 に基づく予測

食料中分類 1980 年 サンプル範囲(1980Q1:2006Q4) 予測期間(2007Q1:2009Q1)
ここでは、穀類の予測を述べる。

予測 2 の予測誤差率は、すべて 0.05 以下となった。予測 1 では、2007 年が 0.05 以下に、2008 年の第 3 期だけは 0.05 以下だったが、それ以外には -0.05 以下となった。VAR 予測も 2007 年が 0.05 以下に、2008 年以後の誤差率が 0.05 か、0.1 以上となった。グラフから見ると、予測 2 の線が実績に当

てはまり、2008 年以後は予測 1、VAR とも下方に乖離した。2007 年から穀類価格高騰に直面した為、2008 年に食パン、即席めんの価格に影響があった。

図 3.1.1 穀類 サンプル範囲：1980 ～ 2006 年予測



3. 2 1955 ～ 2006 年資料 2 に基づく予測

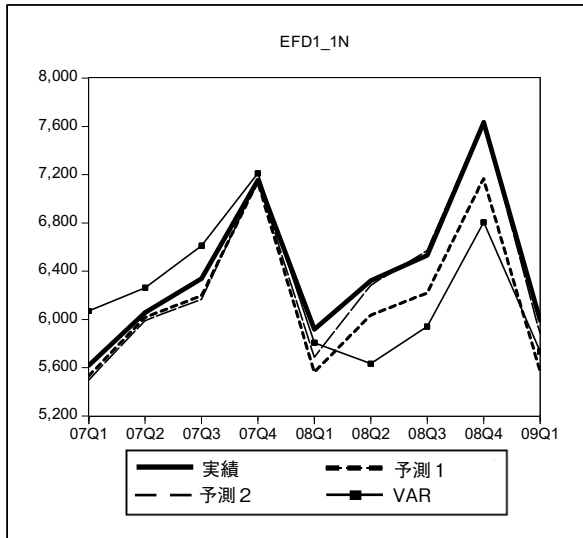
食料中分類に関して 1995 年からの予測結果はどうなるであろうか。

食料中分類 1995 年 サンプル範囲(1995Q1:2006Q4) 予測期間(2007Q1:2009Q1)
ここでは、穀類の予測を述べる。

予測 2 の予測誤差率は、すべて ± 0.05 以内となった。予測 1 では、2007 年が -0.05 以上に、2008 年の第 2、3 期だけ -0.05 以内が、それ以外は -0.05 以下となった。VAR 予測も 2007 年第 1 期が 0.05 以上に、2008 年第 2 期以後の誤差率が -0.05 か、 -0.1 以上に、2009 年第 1 期が -0.05 以内となった。グラフから見ると、1980 年のそれと似ているが、VAR 予測線が実績線を上下

した結果となった。

図 3.2.1 穀類（サンプル範囲：1995 ～ 2006 年 予測）



4. 結び

4.1 予測誤差

予測のためには推定式の説明変数に予測時点の予測数値を入れる必要があるが、本文では予測時点の説明変数の実績に変動が見られるので、それを用いた場合（予測 2）と説明変数に予測値を使用した場合（予測 1）との 2 種類の予測を行っている。しかし、実際には予測時点が 1 年以内であれば、結果には大きな違いは生じなかった。推計式が適正でなくとも、説明変数に予測値を使用した場合（予測 1）の方が予測誤差率が小さい場合さえあった。そこでここでは他の見方で行うこととする。

予測的中率を見るために、予測誤差率の高い、「5%～」の個数を品目別に表 4.1A、B に示しておいた。A は 2007 年と 2008 年の誤差率の個数を比較するために、前者から後者を差し引き、B は資料 1 による予測と資料 2 による予測を比較するため、各資料による予測誤差率の高い「5%～」の個数を年次別の差として示してある。

元来、2007 年の各期は「5%～」の予測誤差率の数は少ないのであるが、表 4.1A の資料 1 による予測では、2007 年の方が 2008 年よりも高誤差率の数は少ない。また「肉類」は「他の生鮮肉」と「ベーコン」の VAR モデルによる予測を除いて、他はすべて高誤差率の数は少ない。つまり、資料 1 に基づく「回帰 - 時系列複合モデル」による予測は 1 年先については 2 年先よりも良い結果をもたらしていると言える。

これに対して、資料 2 に基づく予測における誤差率「5%～」の数は 2008 年を下回る 2007 年のものが 36 個、上回る数が「果物」で VAR モデルの予測、計 1 個である。資料 1 と同じ結果となり、1 年先の予測の方が高いと言える。表 4.1B は資料 1 の予測高誤差率の個数から資料 2 の予測高誤差率の個数を差し引いてある。資料 2 の予測が資料 1 の予測を上回るものは比較的少なく、2007 年では「肉類」で 1 個しかない。2008 年では「回帰 - 時系列複合モデル」によるものが 5 個である。それぞれ、「穀類」、「魚介類」、「乳卵類」、「油脂・調味料」、「調理食品」が 1 個ずつ計 5 個となる。

以上をまとめると、「家計調査」（全国 2 人以上非農林魚業全世帯）1980 年～ 2006 年四半期別資料に基づく「回帰 - 時系列複合モデル」推定式（資料 1 式）は同資料 1995 年～ 2006 年に基づく推定式（資料 2 式）より 1 年以内の四半期別については概して的中率が高いようである。説明変数の「1 人当たり実質消費支出」のうち高誤差率（表 4.2）は資料 1 の方が低いものが多く、両予測に共通の「各品目価格」の予測誤差率（表 4.3）も、2007 年各期の方が概して 2008 年各期のものより小さいものが多い。これらがこのよ

うな結果をもたらした理由ではないかと考えられる。後述するように、推定に用いた標本数の差もこの結果が原因であると考えられる。

予測に用いた推定式は「回帰部分」が主体なので、推定式が基本的な回帰式 $Y_{t+1} = \hat{\alpha} + \beta X_t + \varepsilon_t$ であるとする。 α 、 β は回帰係数、 ε_t である攪乱項が、 $N(0, \sigma^2)$ の正規分布に従っていると仮定する。

T を予測式の推定に用いた標本数とする。この式の推定パラメータ、およびこの推定式を用いて一期先を予測した予測値にハットを点けて、

$$\hat{Y}_{t+1} = \hat{\alpha} + \hat{\beta} X_t$$

と表示すると、予測誤差 $\hat{\varepsilon}_{t+1}$ の分散 σ_f^2 は次のようになる。

$$\sigma_f^2 = \sigma^2 \left[1 + \frac{1}{T} + \frac{(X_{T+1} - \bar{X})^2}{\sum (X_t - \bar{X})^2} \right]$$

ここでは説明変数の計測期間の平均値である。但し、説明変数が2個以上ある場合は X_t がその変数の数だけ考慮されなければならないうえに、相互の共分散的比率も考慮される必要がある。

推定式の標準誤差が低ければ予測誤差率も低くなるはずである。しかし、各品目の推定式の標準誤差は資料1に基づく式よりも資料2に基づく式の方が低くなっている場合が多い。また、 $\frac{(X_t - \bar{X})^2}{\sum (X_t - \bar{X})^2}$ について「1人当たり実質消費支出」や「各品目価格」の計算を試みたが、大勢としては2007年の方が2008年より、また資料1の方が資料2より値が小さいが、例外もかなりあって、明確な傾向は認められなかった。ただ、一つ確かなことは $1/T$ であって、資料1はTが104、資料2はTが44であるから、資料1に基づく推定式の予測が有利であることは明白である。

最後に残された問題があるので、その主要なものを列挙しておく。

- ① 説明変数の予測に「直近の価格実績値」を採用しているが、予測時点に大きな価格変動が予想される場合などを想定し研究する必要がある。
- ② 気象変動は食料消費と関係が深いので、予測結果に及ぼす影響を推定する必要がある。
- ③ 「VAR モデル」は「回帰 - 時系列複合モデル」との関係でとらえているので、VAR モデル独自の立場に立った予測を行い、別の立場からの比較をする必要がある。
- ④ 説明変数間の「線形重合」の影響を分析すべきである。

表 4・1A 予測の誤差率の個数 (2007 年と 2008 年の比較)

食料中分類		資料 1 サンプル期間： 1980Q1 ～ 2006Q4			資料 2 サンプル期間： 1995Q1 ～ 2006Q4		
		2007	2008	①－②	2007	2008	①－②
品目		①	②	①－②	①	②	①－②
食料 EFD1NF	予測 1	0	0	0	0	0	0
	予測 2	0	0	0	0	0	0
	VAR	0	0	0	0	0	0
穀類 EFD1_1NF	予測 1	0	3	-3	0	2	-2
	予測 2	0	0	0	0	0	0
	VAR	0	4	-4	1	3	-2
魚介類 EFD1_2NF	予測 1	0	0	0	0	2	-2
	予測 2	0	1	-1	0	0	0
	VAR	0	2	-2	2	2	0
肉類 EFD1_3N	予測 1	2	4	-2	1	1	0
	予測 2	0	4	-4	1	1	0
	VAR	2	4	-2	2	4	-2

回帰・時系列複合モデルによる需要短期予測
－食料の場合－

食料中分類		資料 1 サンプル期間： 1980Q1 ～ 2006Q4			資料 2 サンプル期間： 1995Q1 ～ 2006Q4		
品目		2007	2008	①－②	2007	2008	①－②
		①	②		①	②	
乳卵類	予測 1	0	0	0	0	0	0
EFD1_4NF	予測 2	0	1	-1	0	0	0
	VAR	0	0	0	2	2	0
野菜・海藻	予測 1	0	0	0	0	1	-1
EFD1_5NF	予測 2	0	0	0	0	0	0
	VAR	1	4	-3	2	2	0
果物	予測 1	2	3	-1	3	3	0
EFD1_6N	予測 2	0	3	-3	3	4	-1
	VAR	3	2	1	4	3	1
油脂・調味料	予測 1	0	1	-1	0	0	0
EFD1_7NF	予測 2	0	0	0	0	0	0
	VAR	0	1	-1	0	1	-1
菓子類	予測 1	0	3	-3	0	3	-3
EFD1_8NF	予測 2	0	2	-2	0	3	-3
	VAR	0	3	-3	1	3	-2
調理食品	予測 1	0	0	0	0	2	-2
EFD1_9NF	予測 2	0	4	-4	0	3	-3
	VAR	0	0	0	0	0	0
飲料	予測 1	0	3	-3	0	2	-2
EFD1_10NF	予測 2	0	3	-3	0	3	-3
	VAR	2	3	-1	2	3	-1
酒類	予測 1	1	2	-1	2	2	0
EFD1_11NF	予測 2	2	2	0	2	2	0

食料中分類		資料 1 サンプル期間： 1980Q1 ～ 2006Q4			資料 2 サンプル期間： 1995Q1 ～ 2006Q4		
品目		2007 ①	2008 ②	①－②	2007 ①	2008 ②	①－②
	VAR	0	3	-3	1	4	-3
外食	予測 1	1	3	-2	2	3	-1
EFD1_12NF	予測 2	1	2	-1	2	3	-1
	VAR	1	2	-1	3	3	0

表 4.1B 予測の誤差率「5%～」の個数（資料 1 と資料 2 の比較）

食料中分類		2007			2008		
		資料 1 1980Q1: 2006Q4	資料 2 1995Q1: 2006Q4		資料 1 1980Q1: 2006Q4	資料 2 1995Q1: 2006Q4	
品目		①	②	①－②	①	②	①－②
食料	予測 1	0	0	0	0	0	0
EFD1NF	予測 2	0	0	0	0	0	0
	VAR	0	0	0	0	0	0
穀類	予測 1	0	0	0	3	2	1
EFD1_1NF	予測 2	0	0	0	0	0	0
	VAR	0	1	-1	4	3	1
魚介類	予測 1	0	0	0	0	2	-2
EFD1_2NF	予測 2	0	0	0	1	0	1
	VAR	0	2	-2	2	2	0
肉類	予測 1	2	1	1	4	1	3
EFD1_3N	予測 2	0	1	-1	4	1	3
	VAR	2	2	0	4	4	0

回帰・時系列複合モデルによる需要短期予測
－食料の場合－

食料中分類		2007			2008		
		資料 1 1980Q1: 2006Q4	資料 2 1995Q1: 2006Q4		資料 1 1980Q1: 2006Q4	資料 2 1995Q1: 2006Q4	
品目		①	②	①－②	①	②	①－②
乳卵類 EFD1_4NF	予測 1	0	0	0	0	0	0
	予測 2	0	0	0	1	0	1
	VAR	0	2	-2	0	2	-2
野菜・海藻 EFD1_5NF	予測 1	0	0	0	0	1	-1
	予測 2	0	0	0	0	0	0
	VAR	1	2	-1	4	2	2
果物 EFD1_6N	予測 1	2	3	-1	3	3	0
	予測 2	0	3	-3	3	4	-1
	VAR	3	4	-1	2	3	-1
油脂・調味料 EFD1_7NF	予測 1	0	0	0	1	0	1
	予測 2	0	0	0	0	0	0
	VAR	0	0	0	1	1	0
菓子類 EFD1_8NF	予測 1	0	0	0	3	3	0
	予測 2	0	0	0	2	3	-1
	VAR	0	1	-1	3	3	0
調理食品 EFD1_9NF	予測 1	0	0	0	0	2	-2
	予測 2	0	0	0	4	3	1
	VAR	0	0	0	0	0	0
飲料 EFD1_10NF	予測 1	0	0	0	3	2	1
	予測 2	0	0	0	3	3	0
	VAR	2	2	0	3	3	0

食料中分類		2007			2008		
		資料 1	資料 2		資料 1	資料 2	
		1980Q1: 2006Q4	1995Q1: 2006Q4		1980Q1: 2006Q4	1995Q1: 2006Q4	
品目		①	②	①－②	①	②	①－②
酒類	予測 1	1	2	-1	2	2	0
EFD1_11NF	予測 2	2	2	0	2	2	0
	VAR	0	1	-1	3	4	-1
外食	予測 1	1	2	-1	3	3	0
EFD1_12NF	予測 2	1	2	-1	2	3	-1
	VAR	1	3	-2	2	3	-1

参考文献

- [1] 唯是康彦:時系列分析による食料需要関数の推計, 経済統計学会「統計学」第 89 号, pp.1 - 17(2005).
- [2] 飯塚 信夫, 加藤 久和: EViews による経済予測とシミュレーション入門, 日本評論社 (2006)
- [3] 北川 源四郎: 時系列解析入門, 岩波書店 (2005)
- [4] 小林 慎哉: 経済統計で学ぶ景気の見方と経済予測, 文真堂 (2005)
- [5] 松浦 克己, コリン マッケンジー: EViews による計量経済分析 — 実践的活用と日本経済の実証分析, 東洋経済新報社 (2001)
- [6] 森棟 公夫: 計量経済学 (プログレッシブ経済学シリーズ), 東洋経済新報社 (1999)
- [7] 縄田 和満: Excel による回帰分析入門, 朝倉書店 (1998)
- [8] 山本 拓: 経済の時系列分析, 創文社 (1988)
- [9] 唯是 康彦: Excel で学ぶ計量経済学入門, 東洋経済新報社 (2000)